

【产业经济】

# 中国制造业出口产品价格汇率弹性估计： 垂直专业化视角

汪建新，高运胜，常影

(上海对外经贸大学国际经贸学院，上海 201620)

**[摘要]** 调整汇率水平对中国对外贸易的影响有多大?现有文献认为中国制造业出口产品价格的汇率弹性系数非常小,因而调整汇率水平对中国对外贸易几乎没有影响。但是在政策层面,汇率调整确实一定程度上能够影响出口产品的竞争力。理论上的研究与现实相悖,原因何在?本文从垂直专业化视角作了解释:中国各省份的垂直专业化比例对中国制造业出口产品价格的汇率弹性的正向效应占据主导地位,各省份制造业出口产品价格的汇率弹性系数随着垂直专业化比例的提高而上升。与现有文献对中国的研究相比,在加入垂直专业化比例的影响后,中国各省份出口产品价格汇率弹性的系数要远远大于文献中的估计结果。对差异化产品样本、不同运输方式样本以及使用中国出口欧盟15国的11个制造业产品的垂直专业化比例样本所做的稳健性检验结论都很稳定。

**[关键词]** 出口产品价格; 汇率弹性; 汇率传递效应; 垂直专业化

**[中图分类号]**F740.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)12-0067-16

## 一、问题提出

在当今全球经济再平衡的大背景下,研究出口产品价格的汇率弹性有助于判断汇率水平在调整经常项目不平衡中的潜在作用。实际上,出口产品价格的汇率弹性会影响贸易额的调整,汇率水平通过支出转换效应(比如转而购买本地产的替代产品)作用于贸易差额的调整<sup>[1,2]</sup>。如果一国货币贬值,可以根据此弹性,判断出该贬值对刺激消费者消费国内产品来替代国外同类产品进而对该国经济增长的作用。另外,汇率传递效应或弹性的大小也是一国制定货币政策需要考虑的关键因素<sup>[3,4]</sup>。

多数文献是从国家或(和)行业层面加总价格的角度来估计出口产品价格的汇率弹性,这样做在计量分析上的最大便利就是可以构造一个平衡面板数据,从而可以使用 Johansen 协整方法<sup>[5,6]</sup>、向量自回归模型(VAR)<sup>[7,8]</sup>、动态随机一般均衡模型(DSGE)<sup>[9]</sup>等系统性计量方法,这些方法的好处是可

**[收稿日期]** 2015-08-20

**[基金项目]** 国家社会科学基金青年项目“中国企业出口产品质量的测度、比较及升级路径研究”(批准号13CGJ033);国家社会科学基金重大项目“全球大宗商品定价机制演进与国际经贸格局变迁研究”(批准号15ZDA058);国家社会科学基金一般项目“垂直专业化分工体系下中欧贸易利益分配及结构调整机制研究”(批准号13BJY135)。

**[作者简介]** 汪建新(1977—),男,安徽宿州人,上海对外经贸大学国际经贸学院副教授,经济学博士;高运胜(1971—),男,河南信阳人,上海对外经贸大学国际经贸学院教授,经济学博士;常影(1990—),女,河南驻马店人,上海对外经贸大学国际经贸学院硕士研究生。通讯作者:汪建新,电子邮箱:wangjx@suipe.edu.cn。

以最大程度地避免 OLS 方法的内生性问题。但是,在使用加总的行业或总体的出口价格来估计时,可能的加总偏差会导致估计的出口产品价格的汇率弹性出现偏差<sup>[10]</sup>。

当前文献的研究趋势是从加总价格转向细分层级的出口产品价格,有两个重要的研究思路,一是从企业异质性的角度来解释汇率的不完全传递,比如企业生产率、企业规模和多产品出口企业<sup>[4,11]</sup>、进口中间投入品的使用<sup>[12]</sup>、产品质量<sup>[11,13]</sup>。二是研究地区异质性对汇率传递效应的影响,比如为什么汇率波动对发展中国家有较大的冲击,而对发达国家的冲击却很小<sup>[14,15]</sup>。当前文献大多聚焦发达国家,研究结论认为出口产品价格的汇率弹性系数很小,汇率传递效应几乎完全<sup>[11,16-18]</sup>,而且当前很多文献是用企业异质性来解释这种不完全的汇率传递效应。最近针对中国的研究也采用了类似的思路。Li et al.<sup>[19]</sup>使用了中国海关统计的 2000—2007 年企业出口数据,研究发现人民币年度实际汇率 10% 的升值使得出口产品价格(以人民币标价)仅下降不到 0.5%。王雅琦等<sup>[20]</sup>使用跟 Li et al.<sup>[19]</sup>相同的数据库,得出了与其相同的研究结论,即中国的出口产品价格面临着近乎完全的汇率传递效应,但是两篇文献存在着一个重大的不同, Li et al.<sup>[19]</sup>使用的是实际汇率,而王雅琦等<sup>[20]</sup>用的是名义汇率。

从对当前文献的梳理可以看出:①近乎完全的汇率传递效应意味着各国政府的汇率政策工具在促进出口方面几乎无效,但现实中却有一些国家通过汇率贬值来提升本国的对外出口竞争力,理论上的结论和现实之间存在悖论。一个重要的解释是,现有的研究可能忽视了一国对外贸易的垂直专业化这一重要特征,而该特征在很大程度上作用于出口产品价格汇率弹性系数。此外,现有的文献从西方新贸易理论中的企业异质性的角度解释中国汇率效应的不完全传递,但若不考虑垂直专业化,就很难评估汇率的不完全传递效应。②现有针对中国的研究大多都是使用 2000—2007 年的企业海关数据,但是中国在 2005 年 7 月 21 日宣布人民币相对于美元有 2.1% 的升值幅度,汇率改革逐步展开,这就需要在新的研究中予以考虑。本文首次从垂直专业化这一中国对外贸易的重要特征出发,使用中国 30 个省份的 HS8 分位出口产品数据来估计出口价格的汇率弹性。研究结果表明,在考虑垂直专业化的情况下,现有文献<sup>[19,20]</sup>低估了中国出口产品价格的汇率弹性系数。另外,本文的研究在政策上考虑了中国对外贸易充分融入全球生产网络的现实,所估计的结果将为政府制定汇率政策、货币政策和产业政策提供科学合理的理论依据。

## 二、理论分析

根据 Goldberg and Hellerstein<sup>[21]</sup>,在不考虑出口贸易中的出口距离带来的贸易成本的情况下,达到均衡状态时,一个国家(或地区) $x$  的出口产品的本地区货币价格  $P^x$  表示为生产出口产品的边际成本( $MCOST^x$ )和成本加成( $MKUP^x$ )的组合,即:

$$P^x = MKUP^x MCOST^x \quad (1)$$

对式(1)两边取对数,并加入时间因素  $t$ ,可得:

$$p_t^x = mkup_t^x + mcost_t^x \quad (2)$$

其中,小写字母代表取对数形式。在产品的销售数量和价格都变动的情况下,成本加成不太可能是常数,它会随着产品差异程度和市场结构的变动而变化。在传统的经济学理论中,产品的成本加成和产品的价格需求弹性是成反比的,也就是说,取决于产品需求曲线的形状。根据 Campa and Goldberg<sup>[22]</sup>,成本加成包含产品固定效应和宏观经济特征。另外,在不考虑垂直专业化时,在传统的理论分析中,出口产品的边际成本主要受到出口国家(或地区)的生产要素(劳动力工资  $w^x$ 、资本—

劳动投入比  $kl^x$  和制造业雇员的人均专利授权量  $pt^x$ ) 以及需求因素 (出口方的人均实际 GDP( $y^x$ ) 和进口方的人均实际 GDP( $y^d$ )) 的影响。成本加成的函数和边际成本的函数分别为:

$$mkup_t^x = \mu + \varphi e_t^{xd} \tag{3}$$

$$mcost_t^x = \sigma_1 w_t^x + \sigma_2 y_t^x + \sigma_3 y_t^d + \sigma_4 kl_t^x + \sigma_5 pt_t^x \tag{4}$$

其中,  $\mu$  为常数, 代表出口产品—目的地平均的固定效应;  $e^{xd}$  表示出口国家 (或地区) 和出口目的地之间的双边汇率水平, 上标  $d$  代表出口目的地。为了分析的简便, 此处假定成本加成和汇率  $e^{xd}$  之间为对数线性关系。 $\varphi$  为出口产品价格的汇率弹性系数,  $1-\varphi$  为汇率的传递效应, 取值位于 0—1 之间; 当取值为 0 时, 说明在不考虑边际成本时, 汇率对出口价格的传递是完全的<sup>①</sup>。把式 (3) 和式 (4) 合并, 得到一个估计出口产品价格汇率弹性的标准公式。在开放经济和垂直专业化下, 一个出口产品的设计、零部件生产、组装和最终产品的销售可能分布在不同的国家 (或地区), 形成了一个完整的价值链条。当一个国家的企业需要从国外进口中间投入品来加工最终出口产品时, 在面临外部汇率冲击或变化时, 垂直专业化就在进口中间投入品和出口产品之间搭建了一个汇率传递的桥梁, 通过 Goldberg and Hellerstein<sup>[21]</sup> 提出的边际成本、成本加成和价格粘性 (菜单成本) 三个渠道作用于出口产品价格。由此, 在引入垂直专业化比例的情形下, 一个国家 (或地区) 估计出口产品价格汇率弹性的公式为:

$$p_t^x = \mu + \varphi e_t^{xd} + \sigma_1 w_t^x + \sigma_2 y_t^x + \sigma_3 y_t^d + \sigma_4 kl_t^x + \sigma_5 pt_t^x + \sigma_6 vss_t^x + \sigma_7 e_t^{xd} \times w_t^x + \sigma_8 e_t^{xd} \times kl_t^x + \sigma_9 e_t^{xd} \times vss_t^x \tag{5}$$

运用式 (5) 分析垂直专业化下出口产品价格的汇率弹性估计的内在机理, 通常有两种研究思路: 第一种思路是假定进口中间投入品的生产企业所在的是完全竞争的市场结构, 中间投入品的企业是价格接受者, 而最终产品的生产企业所在的是垄断竞争的市场结构, 最终产品的生产出口企业拥有很大的定价权。比如, 当一国货币升值时, 该国企业进口的中间投入品的价格就会相应下降, 进而降低出口企业生产出口产品的边际成本。因此, 出口企业可以降低其出口产品价格以抵消汇率升值对出口目的地消费者消费的进口产品价格的影响。

对于第一种研究思路, 在垂直专业化下, 外部汇率冲击或变化对出口产品价格的影响表现为直接效应和间接效应, 前者直接作用于本国出口产品的生产企业, 即一国货币的贬值会提高本国企业的竞争力, 本国企业拥有很大的定价权; 后者作用于进口中间投入品的生产商, 即一国货币的贬值会提高进口中间投入品的价格, 进而提高本国使用进口中间投入品生产最终出口产品的生产成本。出口价格汇率弹性的大小取决于两种效应的比较。但是第一种思路下的假设并不完全符合当今国际贸易市场结构的现实, 固然有一些中间投入品的生产销售是完全竞争的市场结构, 中间投入品的企业并无真正的定价权; 最终产品的生产销售是垄断竞争的市场结构, 出口商拥有完全的定价权。可是观察一些中国企业出口的制造产品所处的国际市场, 外国中间投入品的供应商拥有非常大的定价权, 比如汽车、数码相机、高级衬衫。第一种思路虽有道理, 只是并不完全适用于解释当今中国

① 如果  $\varphi=0$ , 则为生产者货币定价, 即价格以出口国 (或地区) 的货币定价, 并具有粘性。此时, 汇率对出口价格的传递是完全的, 因为以本国货币标价的出口价格并不会受到汇率波动的影响, 出口目的地的市场价格会随汇率的波动而变化。但是相当多的实证分析表明, 汇率的完全传递是不可能的, 出口企业的汇率价格随汇率的波动而变化, 出口目的地的市场价格则保持不变, 这就是本地货币定价。

出口产品价格汇率弹性估计的内在机理。

第二种思路是一种解释力度和范围更大的研究路径,假定最终产品的生产企业和中间投入品的生产企业所处的都是垄断竞争市场结构,最终产品的生产企业和中间投入品的生产企业都掌握着定价权,但是其定价权大小取决于本国生产的出口产品和进口的中间投入品的质量高低。一般来说,在垄断竞争市场上,高质量产品的出口企业也是高质量中间投入品的进口企业。在面对汇率冲击时,在垄断竞争市场上,越是生产高质量出口产品的出口企业,越是拥有更大的定价权。当今中国大量地进口中间投入品,并使用本地的生产要素(比如劳动力、资本)加工和出口最终产品<sup>[23]</sup>。在此背景下,垂直专业化比例会作用于汇率,通过边际成本、成本加成和价格粘性等渠道影响出口价格的力度,其效应取决于本国生产的出口产品和进口的中间投入品的定价权和相应的质量。垂直专业化对出口价格汇率弹性的作用力度包括正向效应和负向效应。

关于正向效应。垂直专业化可以提升出口产品的质量<sup>[24]</sup>,一般认为进口中间投入品的技术水平高于本国的中间投入品,因而使用进口中间投入品组装的出口产品的整体质量就会相对较高;进口中间投入品对进口国家的企业具有较高的技术溢出效应,进口国家的企业可以通过技术学习实现“弯道超车”。总之,为了在激烈的国际市场竞争中生存下来,更多的企业会更大比例地使用进口中间投入品,以提高出口产品的质量,这就是熊彼特范式中的阻遏竞争效应。另外,相对于使用本国的中间投入品的企业,使用高质量的同类进口中间投入品生产高质量的同类出口产品的企业要承担较高的边际成本;高质量的产品又使得企业能在市场上有一定的垄断竞争力(如手机市场中的苹果手机),因而在定价上有较高的加成。价格粘性又使得汇率变化对相对价格的影响并不能一次调整到位,这就表现为高质量出口产品的生产企业在面临汇率变动时,有能力部分调整其出口价格,即有较高的出口价格汇率弹性系数。据此,提出:

假设 1:中国各省份垂直专业化比例越高,制造业出口产品价格的汇率弹性系数就越高,汇率传递效应就越低。

关于负向效应。如果垂直专业化比例提高过快,会产生两个负向影响:一是外国中间投入品的大量进入使得有些国内出口产品生产企业形成“低技术路径依赖”,即有些企业会满足现状,做一个进口中间投入品的加工组装者,而并不会在研发、品牌和营销等价值链高端环节投入,处于全球价值链的底端。在全球竞争对手不断升级出口产品质量的背景下,这些出口企业由于缺乏自主创新投入和能力,其出口产品的质量就会相对下降。在面对汇率的外部冲击时,在国际市场上,这些企业因产品质量相对较低就很难有更多的价格提升空间。二是如果外国中间投入品成为企业出口产品的不可或缺的组成部分,企业在国际市场上的议价能力就会很低,外国中间投入品企业就会攫取该产品的大部分租金收益,出口企业因受控于外国中间投入品企业而丧失大部分的定价权,当汇率水平变化时,出口企业就很难通过调价来降低汇率冲击的影响。综合上述两种效应和中国实践,提出:

假设 2:随着中国各省份垂直专业化比例的提高,其对制造业产品出口价格汇率弹性的正向效应将占据更加主导地位。

### 三、计量方法和数据

#### 1. 计量方法

使用式(5)结合实际数据估计时,出口价格数据和汇率数据很有可能是非平稳的,使用非平稳数据的计量回归会产生虚假回归结果。多数文献解决非平稳数据的方法是对样本数据进行差分以形成平稳数据样本。对式(5)修改后的一个基本的计量模型如式(6)。本文的计量策略是从基本的计

量分析转向加入中国各省份异质性的计量分析,再分析中国各省份垂直专业化比例对出口价格汇率弹性系数的作用,并从不同角度做稳健性讨论。

$$\Delta p_{chdt} = \alpha + \alpha_x \Delta rer_{dt} + \beta_x \Delta w_{ct} + \gamma_x \Delta y_{ct} + \varphi_x \Delta y_{dt} + \theta_x \Delta kl_{ct} + \nu_x \Delta pt_{ct} + \kappa_x vss_{c,2007} + \xi_{chdt} + \tau_t + \varepsilon_{chdt} \quad (6)$$

其中,Δ代表对变量做一阶差分,各变量之前的符号为各自的系数,α代表常数项。 $p_{chdt}$ 代表中国c省份的HS8分位层级的产品h在第t年出口到目的地d的单位价格(以人民币计价),计算方法是用出口产品的金额除以数量,然后取对数。 $rer_d$ 为中国和出口目的地之间的双边实际汇率; $w_c$ 为各省份制造业工人的人均实际工资; $y_c$ 代表中国各出口省份的人均实际GDP; $y_d$ 代表出口目的地的人均实际GDP; $kl_c$ 代表中国各出口省份的制造业雇佣员工的人均资本存量; $pt_c$ 为各省份的制造业工人的人均专利授权量; $vss_{c,2007}$ 代表c省份在2007年的出口贸易的垂直专业化比例;时间虚拟变量 $\tau_t$ 主要用来控制所有出口企业和地区都会面临的共同的宏观冲击;省份—出口产品—出口目的地固定效应 $\xi_{chdt}$ 控制那些不随时间变动但会影响各省份出口产品价格并随目的地而变化的因素(比如进口国的需求偏好、出口省份的分销成本等); $\varepsilon_{chdt}$ 为残差项。

在构建差分数据样本和计量模型时,一个重要问题就是汇率水平是外生变量还是内生变量。在Campa and Goldberg<sup>[22]</sup>、Berman et al.<sup>[11]</sup>以及Li et al.<sup>[19]</sup>的模型中,假定汇率水平是外生的,即汇率水平的一阶差分是外生冲击。实际上,汇率水平并不是由出口企业自行确定的。另一个重要问题就是为什么选用实际汇率水平。关于使用名义汇率还是实际汇率,当前文献如Li et al.<sup>[19]</sup>、Aron et al.<sup>[25]</sup>、Burstein and Gopinath<sup>[26]</sup>、Chatterjee et al.<sup>[4]</sup>、Berman et al.<sup>[11]</sup>、陈学彬等<sup>[27]</sup>、毕玉江和朱钟棣<sup>[5]</sup>都使用实际汇率。另外,Crucini et al.<sup>[28]</sup>使用美国和欧盟的数据研究表明,实际汇率波动的冲击远比名义汇率波动的冲击更持久,效应也更大。Devereux and Engel<sup>[29]</sup>认为,产品价格对名义汇率变动的响应很小。在名义汇率下,汇率变动的支出转换效应非常小,因为名义汇率的变动并不会使得消费者更多地在国际市场上的产品和本国生产的产品之间进行替代性选择,名义汇率下两类产品之间的相对价格的变动幅度并不大。最后一个问题就是实际汇率和各省份垂直专业化比例的计算。实际汇率为双边的名义汇率水平乘以出口目的地的CPI并除以中国的CPI,实际汇率水平的上升意味着人民币相对于出口目的地货币的实际贬值。在计算各省份的垂直专业化比例时,本文将贸易方式为加工贸易项下的进出口商品从总的进出口商品中合理识别并剥离出来<sup>①</sup>,这样修改后的测算方法就无需过度依赖于投入产出表的应用。两个原因的存在使得本文只计算和使用2007年的各省份垂直专业化比例,一是因为中国官方的投入产出表仅逢2与7的年份发布;二是因为在计量中,为规避可能的内生性,在使用2008—2012年的一阶差分数据做计量时,选择2007年的各省份垂直专业化比例这个滞后期变量也是一个较为妥当的选择。具体计算方法是:通过中国海关数据识别加工贸易类型,借鉴DFW和唐东波<sup>[30]</sup>的方法<sup>②</sup>,即中国c省份的进出口中加工类型的货物的垂直专业化比例( $vss_c^p$ )可通过贸易模式识别后单独进行测算,上标p代表加工贸易。其公式为:

- ① 相近的测算方法可以参阅樊秀峰和程文先<sup>[31]</sup>的研究。
- ② Koopman et al.<sup>[32]</sup>提出拆分一般的投入产出表,并构建一个能够反映加工贸易特征的投入产出表(该方法简称KWW方法)。该表在反映加工贸易类型的同时,保证满足所有逻辑上的资源流动约束条件。按照KWW方法拆分投入产出表,可以分别得到一国各部门的加工贸易和一般贸易各自的vss,总的垂直专业化则是将加工贸易和一般贸易两者加权平均(权重为各自贸易量在总贸易中的比重)。随后,Dean et al.<sup>[33]</sup>在KWW方法的基础上,对公式进行了修订(简称DFW方法)。

$$vss_c^p = M_c^p / X_c^p \quad (7)$$

其中,  $X_c^p$  为  $c$  省份的加工贸易项下的总出口,  $M_c^p$  为  $c$  省份的加工贸易项下的进口中间投入品的价值, 并非加工贸易总进口, 该项识别需要使用联合国编制的广义经济分类标准(BEC)和 HS 编码的对照表。

对于非加工贸易类型, 参照 Hummels et al.<sup>[34]</sup>的方法, 计算非加工贸易类型出口贸易的垂直专业化比例的公式如下:

$$vss_c^o = \mu A_c^m (I - A_c^D)^{-1} x_c^o / X_c^o \quad (8)$$

其中, 上标  $o$  代表非加工贸易类型,  $\mu$  是一个  $1 \times n$  阶向量,  $n$  代表投入产出表中的产业部门的数量,  $A^m$  是一个  $n \times n$  阶进口系数矩阵,  $I$  是一个单位矩阵,  $A^D$  是一个  $n \times n$  阶的国内消耗系数矩阵,  $x^o$  是一个  $n \times 1$  阶向量的出口矩阵, 为各行业各自的非加工出口的向量,  $X_c^o$  是  $c$  省份的非加工贸易的总出口,  $(I - A^D)^{-1}$  代表了里昂惕夫逆矩阵, 反映产业关联循环效应。下面合并求式(7)和式(8)的加权平均值, 得到一个省份在 2007 年的垂直专业化比例, 即:

$$vss_{c,2007} = (X_c^p / X_c) vss_c^p + (X_c^o / X_c) vss_c^o \quad (9)$$

其中,  $X_c$  为该省份的总出口。

## 2. 数据处理和主要变量的描述性统计

本文使用中国海关提供的中国各省份进出口产品的 HS8 分位层级的数据库, 数据时间为 2007—2012 年。每条数据基本包括了下列信息: 进出口省份/城市、企业所有制类型、运输方式代码、贸易方式代码、海关代码、进出口代码、HS 编码、进出口数量和价值。为了计量模型分析的需要, 这里对数据做如下处理: ①去掉数据中的价格极端值, 即单位价格比平均值高(低)4 倍的数据观察值; 在处理数量数据时, 去除掉那些数量少于该产品类别平均数量 1/4 的观察值。②在对数据中的价格做一阶差分, 本文根据出口省份/城市、企业所有制类型、运输方式、贸易方式、报关的海关和 HS8 分位编码来标记一条数据, 并做前后年份的一阶差分。但在数据处理中, 还是存在着极少量的重复数据, 即一年里在以上标记中还会出现价格不同但出口省份/城市、企业所有制类型、运输方式、贸易方式、报关的海关和 HS8 分位编码相同的数据, 本文对这些少量重复数据的处理方式是对价格求平均值, 删掉原先重复的信息。这样处理的结果保证每年度对应出口省份/城市、企业所有制类型、运输方式、贸易方式、报关的海关和 HS8 分位编码的每条数据唯一。

宏观变量数据的来源是: 各省份工人的工资数据、制造业的劳动力投入、制造业工人的人均拥有专利授权数量以及各省份的 GDP 数据来自各省份统计年鉴; 各省份的实际 GDP 数据、工资是对《中国统计年鉴》中的 GDP 数据和工资数据以 2006 年为基期做平减处理; 各省份的资本存量是采用张军和章元<sup>[35]</sup>的方法估算, 以 2006 年为基期; 按购买力平价计算的各国的实际 GDP 和人均实际 GDP 数据来自世界银行出版的世界发展指数数据库(WDI); 中国和出口目的地之间的年度名义汇率数据是对月度名义汇率求平均值, 月度名义汇率数据来自 IMF FIS 数据库, CPI 数据来源于 Penn World Table。

在测算各省份垂直专业化比例时, 本文使用中国各省份(除西藏外)在 2007 年的投入产出表来计算式(8)中的各个关联系数。另外, 还使用中国海关 2007 年的企业贸易统计数据库, 该数据含有每一笔向海关报备的进出口产品详细信息, 其中不仅包括企业所在地的信息, 同时含有产品消费地

的信息,所以在处理计算各省份垂直专业化数据时,将产品消费地作为各地进出口地区的标准,这样做的目的在于更加真实地刻度各个地区使用国外中间投入品的量。在行业与产品归类合并匹配时,本文将中国各省份投入产出表的行业分类标准与《商品名称及编码协调制度》8 位编码相结合的匹配方式<sup>①</sup>,将 HS 项下的全部 7000 多条产品编码与投入产出行业代码关联表进行逐一匹配,最终归类到投入产出表中对应的部门当中。

表 1 对使用文中列明的数据计算出来的计量模型中的变量做了描述性统计。本文使用的数据时间是 2007—2012 年,一阶差分使用的是 2008—2012 年数据。本文使用的中国各省份的 HS8 分位层级的出口产品数据共 833 万条,几乎包括了所有的海关统计企业的数据。双边实际汇率和出口目的地的人均实际 GDP 数据选择了中国和 188 个成员国(或地区)的对数一阶差分数据。这 188 个贸易伙伴基本涵盖了中国大部分的贸易量。中国各省份经济特征的数据是除西藏外的其他 30 个省份的数据。中国出口欧盟的工业制成品分行业的垂直专业化比例数据是使用 Koopman et al.<sup>[36]</sup>的总贸易核算法测算出来的数据,包括 11 个制造行业,时期为 2007—2011 年,在稳健性检验中使用其滞后一期数据,以避免可能的内生性问题。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	中文含义	观察数	均值	最小值	最大值	标准差
$\Delta p$	出口价格对数的一阶差分	8336304	0.0717	-13.0503	13.3292	0.7676
$\Delta rer$	双边实际汇率对数的一阶差分	940	-0.0334	-1.4268	0.2620	0.0738
$\Delta w$	省级人均实际工资对数的一阶差分	150	-0.0084	-0.072	0.0890	0.0236
$\Delta y_c$	省级人均实际 GDP 对数的一阶差分	150	-0.0179	-0.0931	0.1099	0.0329
$\Delta kl$	省级制造业工人人均资本存量对数的一阶差分	150	-0.0791	-0.3583	0.1470	0.0742
$\Delta pt$	省级制造业工人人均专利授权量对数的一阶差分	150	-0.0446	-0.8205	0.7624	0.1789
$vss_{c,2007}$	各省份的 2007 年垂直专业化比例	30	0.2429	0.006	0.5726	0.1403
$vss_{eu}$	中国出口欧盟 15 国制成品分行业的垂直专业化比例	55	0.1915	0.0938	0.4311	0.0509
$\Delta y_d$	出口目的地的人均实际 GDP 对数的一阶差分	940	0.0106	-0.9799	0.7069	0.0466

资料来源:作者计算。

#### 四、各省份制造业出口产品价格汇率弹性及其异质性

##### 1. 基准回归结果分析

表 2 使用中国各省份 2007—2012 年的 HS8 分位层级出口产品价格的对数一阶差分数据和实际汇率对数一阶差分数据,并控制了固定效应进行计量回归。第(1)—(3)栏的回归结果对比考察了中国各省份对所有贸易伙伴出口的全样本和对欧盟 15 国及 OECD 国家出口样本的回归结果。对欧盟 15 国出口样本的回归结果不显著,对 OECD 国家的出口价格的实际汇率弹性系数大约是全样本的近 2 倍;表 2 第(4)—(6)栏是根据世界银行对世界各国按收入水平的分组,把出口目的地样本分成高收入国家、中高收入国家与中低和低收入国家三种类型。回归结果表明,对高收入国家出口价格的汇率弹性系数是对中高收入国家出口价格汇率弹性系数的大约 4 倍多,对中低和低收入国家出口价格汇率弹性系数为负但不显著。这一结果表明,中国对发达国家和高收入国家出口的产品在汇率水平上升时有较大的调价空间,出口企业吸收消化的汇率波动会相对较小。

但总体来说,表 2 的出口价格汇率弹性系数还是相对较小,中国各省份出口价格的实际汇率弹

<sup>①</sup> 在国家统计局公布的 2007 年中国投入产出表的附件中有各行业所对应的进出口商品种类。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	欧盟 15 国 <sup>#</sup>	OECD 国家	高收入国家	中高收入国家	中低和低收入国家
$\Delta rer$	0.0367*** (9.50)	0.0130 (0.79)	0.0733*** (11.47)	0.0751*** (12.38)	0.0159* (2.00)	-0.0207 (-0.12)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份—出口产品—出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
观察数	8263711	1874442	4311889	5285726	1590274	1387711
产品种类	5785	4967	5531	5666	5057	5146
R <sup>2</sup>	0.006	0.008	0.007	0.006	0.009	0.009

注:系数下括号内为 t 值; \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001; 被解释变量为各省份 HS8 分位层级的出口产品价格的一阶对数差分。\* 本文分析欧盟时采用最初的 15 国, 分别为法国、德国、意大利、荷兰、比利时、卢森堡、丹麦、爱尔兰、英国、希腊、西班牙、葡萄牙、奥地利、芬兰和瑞典。

资料来源:作者计算。

性很小, 汇率效应几乎完全传递。表 2 的基准回归结果证明了很多国际经济学文献中提出的一个令政策制定者和学者们困扰的重大问题, 即汇率水平很大幅度的变动对出口价格的影响很小。在表 2 的结果中, 中国各省份出口价格的实际汇率的弹性系数大约在 0.04—0.07 之间, 也就是说, 实际汇率水平每升高(人民币贬值)1%, 出口价格会上调 0.04%—0.07% 左右。这个结论也和新近一些使用企业海关数据研究此类问题的结论一致, 如 Berman et al.<sup>[11]</sup>研究的法国企业海关数据、Li et al.<sup>[9]</sup>与王雅琦等<sup>[20]</sup>对中国企业海关数据的研究, 这些文献中的汇率弹性系数在 0.06 左右。在这样的实证证据下, 一国政府试图通过汇率贬值或升值来调整贸易差额平衡的政策在理论上就很有可能是无效的。这一观点能站住脚吗? 在现实中可以观察到, 汇率仍是一个比较有效的政策工具, 比如有些国家对本国货币进行贬值, 在一定程度上增强了本国出口产品的竞争力。现有理论上的结论和现实存在冲突, 理论上的证据表明出口价格的汇率弹性系数很小, 而现实中的货币贬值确实在很大程度上提升了出口竞争力。导致悖论产生的一个重要原因是现有的研究忽视了垂直专业化这个国际贸易中最重要的特征。

## 2. 出口地区垂直专业化对出口价格汇率弹性的异质性影响

本文使用中国各省份的垂直专业化比例来考察其对出口价格汇率弹性的作用力度, 这里在基本的计量模型中加入垂直专业化比例及其与实际汇率的交互项。另外, 在基本的计量模型中还加入人均实际工资、资本劳动投入比、各省份的人均实际 GDP、各出口目的地的人均实际 GDP、各省份制造业工人的人均专利授权量, 以及人均实际工资和资本劳动投入比与实际汇率的交互项作为控制变量。式(10)中的  $\lambda$  代表人均实际工资、资本劳动投入比和各省份的垂直专业化比例。

$$\begin{aligned} \Delta p_{chdt} = & \alpha + \alpha_x \Delta rer_{dt} + \beta_x \Delta w_{ct} + \gamma_x \Delta y_{ct} + \theta_x \Delta y_{dt} + \varphi_x \Delta kl_{ct} + \nu_x \Delta pt_{ct} \\ & + \kappa_x vss_{c,2007} + \theta_x \Delta rer \times \lambda + \xi_{chdt} + \tau_t + \varepsilon_{chdt} \end{aligned} \quad (10)$$

表 3 为运用计量模型式(10)的回归结果, 第(1)—(3)栏为分别加入人均实际工资、资本劳动投入比和各省份垂直专业化比例后的回归结果, 第(4)栏加入了全部的控制变量, 这 4 栏中的实际汇率的系数或者说出口价格的汇率弹性系数值约在 0.04 左右, 汇率的传递效应几乎完全。表 3 中的第(5)—(6)栏分别加入了实际汇率和各省份人均实际工资的交互项以及实际汇率和资本劳动比的交互项, 在加入交互项后, 各变量的回归系数依然显著。在第(5)栏中, 人均实际工资的系数是正向的,



其与实际汇率的交互项也为正值,各省份人均实际工资的上升实际上提高了出口产品的边际生产成本,出口价格就会上升;交互项为正则表明人均实际工资水平高的省份在面临汇率上升(人民币贬值)的情况下能够向出口市场定更高的价格。第(6)栏中,资本劳动比的回归系数为负值,因为中国的比较优势依然是相对资本而言的劳动力密集型产品,所以资本劳动投入比的增加会在总体上降低中国出口产品的竞争力。资本劳动投入比和实际汇率的交互项为正值,这同样说明了如果一个省份的资本劳动投入比高,那么该省份在人民币贬值时就可以更多地提高出口价格。

表 3 出口地区垂直专业化和出口产品价格汇率弹性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	加入人均 实际工资	加入资本 劳动比	加入垂直 专业化 指数	加入全部 控制变量	加入实际汇率 和人均实际工 资的交互	加入实际汇 率和资本劳 动比的交互	加入实际汇 率和垂直专 业化的交互	加入全部交 互项和 控制变量
$\Delta rer$	0.0360*** (9.32)	0.0367*** (9.51)	0.0364*** (9.42)	0.0451*** (10.39)	0.0613*** (13.35)	0.0696*** (11.28)	0.1760*** (14.34)	0.1630*** (12.79)
$\Delta w$	0.3220*** (27.33)			0.2680*** (20.28)	0.3410*** (22.98)	0.2800*** (20.91)	0.2710*** (20.48)	0.3270*** (21.85)
$\Delta kl$		0.0442*** (11.02)		-0.0246*** (-4.74)	-0.0197*** (-3.78)	-0.0145** (-2.64)	-0.0269*** (-5.19)	-0.0225*** (-4.07)
$vss_{c,2007}$			-0.0003*** (-15.18)	-0.0001*** (-4.16)	-0.0001*** (-4.00)	-0.0001*** (-3.73)	-0.0002*** (-8.22)	-0.0002*** (-7.15)
$\Delta y_c$				0.0603*** (5.53)	0.0563*** (5.16)	0.0629*** (5.77)	0.0535*** (4.91)	0.0518*** (4.74)
$\Delta y_d$				0.0106 (1.63)	0.0111 (1.69)	0.0094 (1.44)	0.0107 (1.64)	0.0110 (1.68)
$\Delta pt$				0.0195*** (7.90)	0.0196*** (7.94)	0.0189*** (7.64)	0.0209*** (8.44)	0.0206*** (8.34)
$\Delta rer \times \Delta w$					1.8890*** (10.82)			1.4540*** (7.31)
$\Delta rer \times \Delta kl$						0.3600*** (5.59)		0.0066 (0.09)
$\Delta rer \times vss_{c,2007}$							-0.0033*** (-11.41)	-0.0026*** (-8.79)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份—出口产 品—出口目的 地固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观察数	8263711	8263711	8263711	8136535	8136535	8136535	8136535	8136535
产品种类数	5785	5785	5785	5781	5781	5781	5781	5781
R <sup>2</sup>	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006

注:系数下括号内为 t 值;\*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001;在上表中,被解释变量为各省份 HS8 分位层级的出口产品价格的一阶对数差分。

资料来源:作者计算。

在加入实际汇率和垂直专业化的交互项之后(如第(7)栏),第(8)栏加入了所有的控制变量和交互项。在第(7)栏和第(8)栏中,各省份垂直专业化变量的回归系数均为负值且显著,但为什么垂直专业化对出口价格有着负向影响?根据汪建新等<sup>[24]</sup>的研究,垂直专业化对出口产品质量呈现倒U型影响,一个省份的企业大量使用进口中间投入品,在早期会推动本地区出口产品质量和出口价格的上升,但是进一步推动垂直专业化水平会在一定程度上削弱本地企业技术创新能力,在长期不利于本地区出口产品质量和出口价格的提升。表3中的第(7)栏和第(8)栏中的垂直专业化和实际汇率水平的交互项为负值,说明垂直专业化程度更高的省份的企业将通过最优定价来减少人民币升值对出口价格的影响。但是在表3的第(7)栏和第(8)栏中,加入了垂直专业化和实际汇率水平的交互项后,出口价格的汇率弹性系数大幅度提高。实际上,根据表3中第(7)栏的回归结果,各省份的垂直专业化水平每提高一个标准方差(即表1中的约0.14),那么,出口价格的汇率弹性系数将从17.6%调整为17.55%。

实际上,在全球生产网络下,发达国家(如日本、韩国)的跨国公司在本国加工生产技术密集型的中间投入品和资本产品,然后将其出口到中国各省份的加工园区和企业,中国各省份企业再把这些投入品组装加工成最终的产成品并出口到国外。这样一个生产和配销链条使得中国各省份可以充分发挥各自的比较优势,但这也使得汇率变化可以通过三大渠道影响出口产品价格的汇率弹性大小。通过分析可以发现,中国各省份的垂直专业化对出口产品价格的汇率弹性的正向效应占据主导地位,其会通过提高出口产品的质量,进而提高出口价格汇率弹性系数。当前的文献间接支持了本文此处的实证结果,如Goldberg and Hellerstein<sup>[21]</sup>指出,进口中间投入品和非贸易性投入(比如运输、仓储、市场营销、广告)对不完全汇率传递效应的贡献度约为50%—78%。Lewis<sup>[37]</sup>指出,进口中间投入品在解释Campa and Goldberg<sup>[22]</sup>提出的OECD国家的低汇率传递效应方面起着重要作用。Amiti et al.<sup>[12]</sup>验证了对于使用进口中间投入品比例和出口市场份额都非常大的企业,其汇率传递效应在50%以上。

### 3. 稳健性讨论<sup>①</sup>

(1)差异化产品和同质产品。在估计各省份制造业出口产品价格汇率弹性时,差异化产品通常被认为是较易受到汇率波动的影响<sup>[38]</sup>。Rauch<sup>[39]</sup>论证了大多数的制造业制成品在特性和质量上都是异质的,因而不适宜在有组织的公开交易所展开贸易,买方和卖方的交易要通过很复杂的成本高昂的搜寻过程。同时,差异化产品需要差异化投入品,由于各省份企业使用的进口中间投入品的比例不同,实际汇率水平的变化会对企业的出口价格及盈利产生不同的影响。Rauch<sup>[39]</sup>提出了一个SITC Rev.2(国际贸易标准分类的第2个版本)产业分类和HS的对照表,把国际贸易中的产品分为差异化产品、参考价格产品和同质产品。表4中参考Rauch<sup>[39]</sup>分类法和联合国的HS2007和SITC Rev.2对照表,把数据样本分成了两部分:差异化产品以及参考价格产品和同质产品。对比表4中的第(1)—(3)栏以及对比第(4)—(6)栏,可以清楚地看到,在控制了实际汇率和各省份垂直专业化比例的交互项以及其他变量后,参考价格产品和同质产品样本中的实际汇率的系数变动幅度相对较小,而差异化产品样本的变化幅度较大。但是分别对比不加入实际汇率水平和垂直专业化的交互项(如表4中的第(1)栏和第(4)栏)与加入该交互项(如表4中的第(2)栏和第(5)栏)的结果,两个样本中的出口价格的汇率弹性系数都上升较大。另外,在表4第(5)栏中,对差异化产品制造行业来说,当各省份的垂直专业化每提高一个标准差,出口价格的汇率弹性系数从20%调为19.9%。

<sup>①</sup> 限于篇幅,作者省略了分耐用产品和非耐用产品样本、分贸易方式和分出口企业所有制的实证结果,感兴趣的读者如需要查看更多稳健证据可以直接向作者索取。

表 4 考虑产品差异性

	参考价格产品和同质产品			差异化产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	不加入控制变量	加入实际汇率和垂直专业化的交互项和控制变量	加入全部交互项和控制变量	不加入控制变量	加入实际汇率和垂直专业化的交互项和控制变量	加入全部交互项和控制变量
$\Delta rer$	0.0557*** (6.11)	0.0848*** (3.42)	0.0953*** (3.71)	0.0424*** (8.61)	0.2000*** (14.19)	0.1810*** (12.33)
$vss_{c,2007}$	0.0001 (1.42)	0.0000 (0.86)	0.0001 (1.18)	-0.0001*** (-5.42)	-0.0003*** (-9.63)	-0.0002*** (-8.56)
$\Delta rer \times vss_{c,2007}$		-0.0007 (-1.26)	-0.0005 (-0.79)		-0.0039*** (-11.93)	-0.0032*** (-9.25)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份—出口产品—出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
观察数	1620681	1620681	1620681	6515854	6515854	6515854
产品种类数	2210	2210	2210	3571	3571	3571
R <sup>2</sup>	0.011	0.011	0.011	0.005	0.005	0.005

注：系数下括号内为 t 值；\*p<0.05，\*\*p<0.01，\*\*\*p<0.001；在上表中，被解释变量为各省份 HS8 分位层级的出口产品价格的一阶对数差分。限于篇幅，本表中各控制变量的估计结果均省略，有兴趣的读者可直接向作者索取。

资料来源：作者计算。

表 4 中的结果再次验证了垂直专业化对出口价格汇率弹性系数有较大的影响力。但是为什么差异化产品样本与参考价格产品和同质产品样本中的出口价格的汇率弹性会有如此大的差异？一个合理的解释就是垂直专业化下差异化产品的生产过程片段化，很多零部件等中间投入品在多个国家或地区完成，在面临汇率等外部冲击时，工资等组成产品的边际成本具有刚性或粘性，并不能立刻调整；此外，差异化产品的生产企业大多数面临的是垄断竞争的市场结构，在产品成本加成上拥有很大的控制力，掌控着很大的市场定价权。因此，差异化产品下的出口价格的汇率弹性系数就相当高。相关的文献也说明了这点：Bacchetta and van Wincoop<sup>[40]</sup>认为，产品差异程度大意味着企业拥有巨大的市场控制力，并由此具有更高的出口价格汇率弹性系数；另外，产品差异化程度越高，其加成越高，因而企业调整价格的空间就会很大，所以其汇率传递效应会很低<sup>[15,22]</sup>。

(2)不同运输方式。按照 Amiti and Weinstein<sup>[41]</sup>、Feenstra et al.<sup>[42]</sup>的方法，本文把各省份出口贸易的数据按照其运输方式分为两个子样本：水路、铁路和公路运输样本以及航空运输样本。在企业的实践操作业务中，企业出口贸易主要选择水路、铁路、公路和航空运输中的一种或组合。表 5 中的第(1)—(3)栏为水路、铁路和公路运输方式样本的回归结果，第(4)—(6)栏为航空运输方式样本的回归结果。第(1)栏和第(4)栏都没有控制实际汇率水平和各省份垂直专业化的交互项，出口价格的汇率弹性系数分别为 0.0318 和 0.0532，航空运输方式的出口产品价格汇率弹性系数大约是水路、铁路和公路运输方式的弹性系数的近 2 倍。之所以如此，是因为如果对类别相近（即 HS8 编码相近）的商品采用不同的运输方式，在出口到收入水平相近或出口目的地相同的市场时，航空运输方式运送的该产品的价格和质量可能就会高于水路、铁路和公路运输方式运送的产品。在面临汇率冲击时，根据 Berman et al.<sup>[11]</sup>，出口质量高的产品的出口价格的汇率弹性系数会更高。

表 5 中的第(2)栏和第(5)栏加入控制了实际汇率和各省份垂直专业化的交互项，第(3)栏和第

表 5 不同运输方式

	水路、铁路和公路			航空运输		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	不加入控制变量	加入实际汇率和垂直专业化的交互项和控制变量	加入全部交互项和控制变量	不加入控制变量	加入实际汇率和垂直专业化的交互项和控制变量	加入全部交互项和控制变量
$\Delta rer$	0.0318*** (8.00)	0.1450*** (13.07)	0.1650*** (12.75)	0.0532*** (3.80)	0.0820 (1.69)	0.0918 (1.73)
$\Delta rer \times vss_{c,2007}$		-0.0029*** (-10.97)	-0.0029*** (-9.33)		-0.0007 (-0.62)	-0.0004 (-0.30)
$vss_{c,2007}$		-0.0004*** (-18.05)	-0.0002*** (-6.35)		-0.0002* (-1.99)	-0.0001 (-1.56)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份—出口产品—出口目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
观察数	7221805	7221805	7101248	1033742	1033742	1027181
产品种类数	5739	5739	5734	4305	4305	4305
R <sup>2</sup>	0.006	0.007	0.007	0.008	0.008	0.008

注:系数下括号内为 t 值; \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001;在上表中,被解释变量为各省份 HS8 分位层级的出口产品价格的一阶对数差分。限于篇幅,本表中各控制变量的估计结果均省略,有兴趣的读者可直接向作者索取。

资料来源:作者计算。

(6) 栏控制了所有的变量和交互项。第(5)栏和第(6)栏对航空运输方式样本的回归结果中,在设定的置信区间内并不显著,但是考虑到回归结果的可比性,此处并没有放松置信区间的范围。不过对比第(5)栏和第(6)栏、第(2)栏和第(3)栏的回归结果,可以观察到:水路、铁路和公路运输方式下的出口价格汇率弹性系数要远远大于航空运输方式下的弹性系数。这是因为水路、铁路和公路运输方式比较缓慢,时间也很长,企业的回款速度也很慢,而且中间也存在很多风险。在垂直专业化生产情形下,企业生产的工序拉得很长,从生产到交货完成就需要一个很长的执行双方所签订的合同的时间,因而在面临汇率水平的冲击时,垂直专业化拉长工序所导致的企业缓慢的反应时滞和价格粘性的存在使得企业无法吸收更多的汇率冲击成本,只能通过转嫁一部分汇率冲击给出口目的地消费者来维持企业的盈利或者生存。另外,在水路、铁路和公路运输方式下,垂直专业化比例越高,所运输的出口产品的边际成本和出口产品的质量可能会很高,因而其出口价格的汇率弹性系数就会越高。

(3) 其他垂直专业化测度指标。这里从另一个视角来构造垂直专业化指标做稳健性检验。此处选择中国最主要贸易伙伴之一的欧盟来作为本文的研究对象,以 Koopman et al.<sup>[36]</sup>的总贸易核算法<sup>①</sup>作为本文的测度方法,采用高运胜等<sup>[43]</sup>估计的数据库,其从欧盟资助的世界国家间投入产出表

① 总贸易核算法解决了过度依赖投入产出表的弊端,利用 WIOD 数据库 40 个国家 35 个部门 1995—2011 年数据,既可以测算国家层面贸易增加值数据汇总,也可以计算上下游部门间出口前向或后向的增加值。通过总贸易核算法对不同国家贸易增加值结构进行分析,能够清晰地测算出双边或者多边贸易国家在全球价值链分配中的地位。Koopman et al.<sup>[36]</sup>将该核算方法加以完善,通过结合海关的微观贸易数据与跨国投入产出表(如 GTAP 数据库等)来分析贸易过程中各国产业链参与度以及增加值。详细计算公式参阅 Koopman et al.<sup>[36]</sup>的文章。

(WIOD)中选取全部 11 个制造业部门<sup>①</sup>,基于国家和行业层面计算 2007—2011 年中国制成品出口欧盟 15 国的外国增加值比例。

表 6 使用高运胜等<sup>[43]</sup>估算的 2007—2011 年中国出口欧盟的 11 个制造行业的制成品的垂直专业化比例作为滞后一期值做稳健性检验,这实际上是估计中国各省份向单一贸易伙伴出口产品价格的汇率弹性。表 6 的第(1)栏报告了不加入控制变量的回归结果,在不控制实际汇率和出口欧盟制成品垂直专业化比例的交互项的情况下,中国各省份出口欧盟的制成品价格的汇率弹性系数仅为 0.0184,并且不显著。表 6 的第(2)栏加入了实际汇率和出口欧盟制造业产品垂直专业化比例的交互项,第(3)栏中加入了所有的交互项,两栏中的实际汇率水平的系数或出口价格弹性系数都提高很多。根据表 6 的第(2)栏,中国各省份出口欧盟产品所在行业的垂直专业化比例每提升一个标准差,出口价格的汇率弹性将从 53.4%变为 39.63%,这一估计结果也高于文献中的估计结果。如 Li et al.<sup>[19]</sup>研究了中国企业全要素生产率对出口价格汇率弹性的作用,其结果是:每提高全要素生产率 1 个标准方差,会使得出口价格汇率弹性系数从 3.6%调整为 6.8%(即汇率传递效应约为 93%)。此处的分析再次说明了理论分析中的观点,在垂直专业化的正向效应占据主导地位时,中国各省份出口欧盟的制造业产品价格的汇率弹性系数会随着垂直专业化的比例的提高而上升,虽然弹性系数的绝对值是在下降的。这样的弹性系数结果切合了 Bussière et al.<sup>[15]</sup>所说的一个特征事实,即发展中国家向发达国家出口产品的价格的汇率弹性系数近几年不断上涨,比如根据其计算,墨西哥对美国出口产品价格的汇率弹性系数为 0.56。

表 6 出口欧盟 15 国产品的垂直专业化对出口产品价格汇率弹性的影响

	(1)	(2)	(3)
	不加入控制变量	加入实际汇率和垂直专业化的交互和控制变量	加入全部交互项和控制变量
$\Delta rer$	0.018 (1.02)	0.534*** (8.50)	0.480*** (7.45)
$vss_{e,2007}$	-1.393*** (-12.23)	-1.231*** (-10.66)	-1.231*** (-10.67)
$\Delta rer \times vss_{eu}$		-2.705*** (-8.57)	-2.727*** (-8.60)
年份固定效应	是	是	是
省份—出口产品—出口目的地固定效应	是	是	是
观察数	1422647	1422647	1422647
产品种类数	4566	4566	4566
R <sup>2</sup>	0.010	0.010	0.010

注:系数下括号内为 t 值;\*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001;在上表中,被解释变量为各省份 HS8 分位层级的出口产品价格的一阶对数差分。限于篇幅,本表中各控制变量的估计结果均省略,有兴趣的读者可直接向作者索取。

资料来源:作者计算。

① WIOD 数据库中 11 个制造业部门分别为:C3 食品饮料及烟草制品;C4 纺织及制品;C5 皮革及鞋类;C6 木材、木制品和软木制品;C7 纸浆、纸、纸制品,印刷及出版;C8 焦炭、精炼石油产品及核燃料;C9 化学品;C11 其他非金属矿物制品;C12 金属及其制品;C13 机械电子设备;C14 电气与光电设备。

## 五、结论与政策含义

本文从各省份垂直专业化视角研究了一个对中国对外开放非常重要的问题:调整汇率水平对中国对外贸易的影响?本文的研究表明, Li et al.<sup>[19]</sup>和王雅琦等<sup>[20]</sup>低估了中国出口产品价格的汇率弹性系数。本文的内在机理是:一方面,各省份的垂直专业化会提升出口产品的质量,这会提高出口价格的汇率弹性系数;另一方面,在垂直专业化比例过高时,有可能会因低技术路径依赖而使得出口产品质量相对降低的企业或者丧失定价权的企业的出口产品价格的汇率弹性系数下降。在此理论框架下,本文的实证分析得出:①各省份的垂直专业化比例对中国制造业出口产品价格的汇率弹性系数的正向效应占据主导地位。此外,与当前文献对中国的研究相比,在加入垂直专业化比例的影响后,中国各省份出口价格汇率弹性的系数要远远大于文献中的估计结果。②垂直专业化下的差异化产品的生产者大多数面临的是垄断竞争的市场结构,掌握很大的市场定价权,所以差异化产品出口价格的汇率弹性系数要比参考价格产品和同质产品的数值大;在不同运输方式下,垂直专业化对出口价格汇率弹性有着显著的正面提升作用。③在测算中国各省份向欧盟市场出口的制造业产品垂直专业化比例后,中国各省份出口欧盟的制造业产品价格的汇率弹性系数会随着垂直专业化的比例的提高而上升,虽然弹性系数的绝对值是在下降的。

从政策的角度看:①在垂直专业化下,中国制造业出口产品价格的较高汇率弹性系数表明中国采取汇率升值或贬值的政策会在很大程度上影响中国的贸易平衡。由于中国各省份和各产业的垂直专业化程度不同,对垂直专业化比例较低的地区或产业来说,汇率调整的作用会比较小,因而中国在调整汇率水平时要考虑到这种不平衡对各地区或产业结构的不同影响,可以通过汇率调整来优化地区经济增长和产业结构。②要看到垂直专业化的双面作用,在垂直专业化发挥提高中国各省份出口产品质量等的正面作用时,垂直专业化上升有助于提高出口产品价格的汇率弹性系数。但是在垂直专业化发展到一定程度,其发挥的负面作用会减少出口产品价格的汇率弹性系数。因而,在调整汇率水平时,要根据对各地区和各行业垂直专业化作用的调研,综合考虑对汇率水平调整的福利效应。③由于汇率的调整对中国垂直专业化比例相对较高的地区或制造业行业有较大的影响(弹性系数高),汇率的调整会为这些地区或行业的企业带来很大的风险。双边汇率波动幅度的增大意味着出口商要承担更多的汇率风险。在中国,出口商用来避险的金融工具并不多,从长远看,推进中国对外贸易的跨境人民币结算将会在很大程度上降低出口商的汇率风险。

### [参考文献]

- [1] Obstfeld, M. Pricing-to-market, the Interest-rate Rule, and the Exchange Rate [R]. NBER Working Paper, 2006.
- [2] Obstfeld, M., and K. Rogoff. The Unsustainable US Current Account Position Revisited [A]. Clarida, R. H. G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment[C]. Chicago: University of Chicago Press, 2007.
- [3] Devereux, M. B., P. R. Lane, and J. Xu. Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market Economies [J]. The Economic Journal, 2006, (511):478-506.
- [4] Chatterjee, A., R. Dix-carneiro, and J. Vichyanond. Multi-product Firms and Exchange Rate Fluctuations [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2013, 5(2):77-110.
- [5] 毕玉江, 朱钟棣. 人民币汇率变动对中国商品出口价格的传递效应 [J]. 世界经济, 2007, (5):3-15.
- [6] Karoro, T. D., M. J. Aziakpono, and N. Cattaneo. Exchange Rate Pass-through to Import Prices in South Africa: Is There Asymmetry [J]. South African Journal of Economics, 2009, 77(3):380-398.
- [7] Ito, T., and K. Sato. Exchange Rate Changes and Inflation in Post-crisis Asian Economies: Vector Auto-

- regression Analysis of the ERPT[J]. *Journal of Money Credit and Banking*, 2008,40(14):7-38.
- [8]卢向前,戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994—2003[J]. *经济研究*, 2005,(5):31-39.
- [9]Bouakez, H., and N. Rebei. Has Exchange Rate Pass-through Really Declined? Evidence from Canada[J]. *Journal of International Economics*, 2008,75(2):249-267.
- [10]Dekle, R., H. Jeong, and H. Ryoo. A Re-examination of the Exchange Rate Disconnect Puzzle: Evidence from Firm Level Data[R]. University of Southern California Mimeo, 2009.
- [11]Berman, N., P. Martin, and T. Mayer. How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012,127(1):437-492.
- [12]Amiti, M., O. Itkhoki, and J. Konings. Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect [J]. *American Economic Review*, 2014,104(7):1942-1978.
- [13]Chen, N., and L. Juvenal. Quality, Trade, and Exchange Rate Pass-through[R]. IMF Working Paper, 2014.
- [14]Sauer, C., and A. K. Bohara. Exchange Rate Volatility and Exports: Regional Differences between Developing and Industrialized Countries[J]. *Review of International Economics*, 2001,9(1):133-152.
- [15]Bussière, M., S. Delle Chiaie, and T. A. Peltonen. Exchange Rate Pass-through in the Global Economy: The Role of Emerging Market Economies[J]. *IMF Economic Review*, 2014,62(1):146-178.
- [16]Vigfusson, R. J., N. Sheets, and J. Gagnon. Exchange Rate Pass-through to Export Prices: Assessing Cross-country Evidence[J]. *Review of International Economics*, 2009,17(1):17-33.
- [17]Burstein, A., and N. Jaimovich. Understanding Movements in Aggregate and Product-level Real Exchange Rates[R]. UCLA and Stanford University Working Paper, 2009.
- [18]Fitzgerald, D., and S. Haller. Pricing-to-market: Evidence from Plant-level Prices [J]. *Review of Economic Studies*, 2014,81(2):761-786.
- [19]Li, H., H. Ma, and Y. Xu. How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports—A Firm-level Investigation[J]. *Journal of International Economics*, 2015,97(1):148-161.
- [20]王雅琦, 戴觅, 徐建炜. 汇率、产品质量与出口价格[J]. *世界经济*, 2015,(5):17-35.
- [21]Goldberg, P. K., and R. Hellerstein. A Structural Approach to Explaining Incomplete Exchange-rate Pass-through and Pricing-to-Market[J]. *American Economic Review*, 2008,98(2):423-429.
- [22]Campa, J. M., and L. S. Goldberg. Exchange Rate Pass-through into Import Prices [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2005,87(4):679-690.
- [23]汪建新. “中国出口商品结构之谜”——一个垂直专业化解释视角[J]. *国际贸易问题*, 2013,(7):26-37.
- [24]汪建新,贾圆圆,黄鹏. 国际生产分割、中间投入品进口和出口产品质量[J]. *财经研究*, 2015,(4):54-65.
- [25]Aron, J., R. Macdonald, and J. Muellbauer. Exchange Rate Pass-through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings [J]. *Journal of Development Studies*, 2014,50(1):101-143.
- [26]Burstein, A., and G. Gopinath. International Prices and Exchange Rates[R]. NBER Working Paper, 2013.
- [27]陈学彬,李世刚,芦东. 中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究[J]. *经济研究*, 2008,(12):106-117.
- [28]Crucini, M. J., M. Shintani, and T. Tsuruga. Do Sticky Prices Increase Real Exchange Rate Volatility at the Sector Level[J]. *European Economic Review*, 2013,(62):58-72.
- [29]Devereux, M. B., and C. Engel. Exchange Rate Pass-through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2002,49(5):913-940.
- [30]唐东波. 贸易开放、垂直专业化分工与产业升级[J]. *世界经济*, 2013,(4):47-68.
- [31]樊秀峰,程文先. 中国制造业出口附加值估算与影响机制分析[J]. *中国工业经济*, 2015,(6):81-93.
- [32]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. How Much of Chinese Exports Is Really Made in China? Assessing Domestic Value-added When Processing Trade Is Pervasive[R]. NBER Working Paper, 2008.

- [33]Dean, J., K. C. Fung, and Z. Wang. Measuring the Vertical Specialization in Chinese Trade [R]. Santa Cruz Center for International Economics Working Paper, 2008.
- [34]Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54(1):75-96.
- [35]张军, 章元. 对中国资本存量 K 的再估计[J]. *经济研究*, 2003, (7):35-43.
- [36]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(2):459-494.
- [37]Lewis, L. T. Menu Costs, Trade Flows, and Exchange Rate Volatility[R]. FRB Working Paper, 2014.
- [38]Broda, C., and J. Romalis. Identifying the Relationship between Trade and Exchange Rate Volatility[A]. Takatoshi, Ito, and K. R. Andrew. *Commodity Prices and Markets*, East Asia Seminar on Economics[C]. Chicago: University of Chicago Press, 2011.
- [39]Rauch, J. E. Networks Versus Markets in International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48(1):7-35.
- [40]Bacchetta, P., and E. Van Wincoop. A Theory of the Currency Denomination of International Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2005, 67(2):295-319.
- [41]Amiti, M., and D. E. Weinstein. Exports and Financial Shocks [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(4):1841-1877.
- [42]Feenstra, R. C., Z. Y. Li, and M. J. Yu. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4):729-744.
- [43]高运胜, 甄程成, 郑乐凯. 中国制成品出口欧盟增加值分解研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, (9):73-88.

## Estimating Exchange Rate Elasticity of China's Manufacturing Export Price: From the Perspective of Vertical Specialization

WANG Jian-xin, GAO Yun-sheng, CHANG Ying

(Business School of Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China)

**Abstract:** What effects can adjusting the exchange rate have on China's foreign trade? Existing literature suggests that the exchange rate elasticity of China's manufacturing export prices is very small, and thus adjusting exchange rates have little impact on China's foreign trade. But the exchange rate adjustment policy, to some extent, can indeed affect the competitiveness of export products. Theoretical studies contradict the reality, and why? From the perspective of China's provinces' vertical specialization, an explanation is given to this question: vertical specialization proportion of China's provinces exerts greater positive effect on China's manufacturing export prices of exchange rate elasticity. With the rise of the proportion of vertical specialization, the exchange rate elasticity will increase. Compared with the study of existing literature on China, after joining the impact of vertical specialization proportion, China's provinces' export prices' exchange rate elasticity coefficient is much larger than the estimated results in the literature. Samples of differentiated products, different modes of transport and the use of vertical specialization proportion of Chinese exports to EU15's 11 manufacturing products samples are tested robustly and the conclusions are very stable.

**Key Words:** export price; exchange rate elasticity; exchange rate pass-through effect; vertical specialization

**JEL Classification:** F14 G15 E52

[责任编辑:覃毅]